

---

A N N A L E S  
UNIVERSITATIS MARIAE CURIE-SKŁODOWSKA  
LUBLIN – POLONIA

VOL. LII, 3

SECTIO H

2018

---

\* Wyższa Szkoła Bankowa w Gdańsku. Instytut Zarządzania i Finansów

\*\* Uniwersytet Gdański. Wydział Ekonomiczny

\*JACEK JAWORSKI, \*\*LESZEK CZERWONKA

[jjaworski@wsb.gda.pl](mailto:jjaworski@wsb.gda.pl), [leszek.czerwonka@ug.edu.pl](mailto:leszek.czerwonka@ug.edu.pl)

*Kapitał pracujący a płynność finansowa przedsiębiorstw  
notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych  
w Warszawie. Wyniki badań*

---

Working Capital and Financial Liquidity of Companies Listed  
on the Warsaw Stock Exchange. Study Results

---

**Słowa kluczowe:** kapitał pracujący; płynność finansowa; GPW w Warszawie

**Keywords:** working capital; financial liquidity; the Warsaw Stock Exchange

**Kod JEL:** G32; M41; D81

## Wstęp

Utrzymanie płynności finansowej, obok generowania zysku, należy do kluczowych, krótkoterminowych celów finansowych przedsiębiorstw. Płynność jest w tym ujęciu definiowana jako zdolność przedsiębiorstwa do regulowania zobowiązań bieżących i wynika z decyzji zarządzających kapitałem obrotowym [Jaworski, 2017, s. 364–368].

Wielkość kapitału pracującego (kapitału obrotowego netto, aktywów obrotowych netto) jest równa tej części kapitału stałego, która służy finansowaniu aktywów obrotowych [Sierpińska, Jachna, 2007, s. 121]. Wynika ona z decyzji dotyczących struktury kapitału w relacji do udziału zapasów, należności i gotówki w jego aktywach. Decyzje te obejmują także sterowanie obrotem aktywami oraz ustalanie terminu i kwot spłacanych zobowiązań. Ten obszar decyzji kształtuje strukturę i długość cyklu

operacyjnego przedsiębiorstwa, w szczególności jego składowej – cyklu konwersji gotówki. W trakcie tego okresu, wyznaczanego momentami spłaty zobowiązania i wpływu należności, przedsiębiorstwo funkcjonuje z deficytem środków pieniężnych i generuje zapotrzebowanie na płynność [Michalski, 2014].

Celem artykułu jest rozpoznanie wpływu na płynność finansową kategorii związanych z zarządzaniem kapitałem pracującym, czyli struktury kapitałowej (mierzony udziałem kapitału obcego oraz kapitału pracującego w kapitale ogółem) oraz cyklu konwersji gotówki. Badanie empiryczne oparto na analizie panelowej danych ze sprawozdań finansowych spółek notowanych na GPW w Warszawie w latach 1998–2016. Poprzedzono je krótkim przeglądem literatury.

## 1. Płynność finansowa i jej determinanty – przegląd literatury

Związek płynności finansowej przedsiębiorstwa ze strukturą jego kapitału nie budzi wątpliwości. Wzrost udziału zadłużenia powoduje konieczność większego zaangażowania środków w obsługę długu. Powoduje to wzrost zapotrzebowania na płynne aktywa i oznacza większe ryzyko utraty płynności. Z drugiej strony większy udział płynnych składników aktywów zwiększa możliwości płatnicze przedsiębiorstw, co może skłaniać menedżerów do ich większego zadłużania [Jaworski, 2017, s. 285]. Zależności te opisują współczesne teorie struktury finansowania: teoria hierarchii źródeł finansowania oraz teoria substytucji [Czerwonka, Jaworski, 2017].

Według teorii hierarchii źródeł finansowania przedsiębiorstwa zdolne do generowania znacznej ilości gotówki korzystają z finansowania wewnętrznego, unikając wykorzystania długu. Zatem im wyższa płynność, tym mniejszy poziom zadłużenia. Przeciwną zależność można wywieść z teorii substytucji. Wraz ze wzrostem płynnych aktywów koszt ich sprzedaży maleje, co oznacza niższe ryzyko bankructwa, które umożliwia zwiększanie zadłużenia i korzystanie z tarczy podatkowej. Ujemną zależność pomiędzy płynnością a zadłużeniem empirycznie zweryfikowali m.in. Frieder i Martell [2006] oraz Udomsirikul, Jumreornvong i Jiraporn [2011]. Przeciwną zależność potwierdzili Lipson i Mortal [2009].

W polskich warunkach powiązania między płynnością a strukturą kapitałową badali m.in. Mazur [2007], Wilimowska i Wilimowski [2010] oraz Jaworski i Czerwonka [2017]. Mazur zbadała spółki handlowe notowane na GPW w Warszawie w latach 2000–2004. Przedmiotem badań Wilimowskiej i Wilimowskiego były dane ośmiu przedsiębiorstw motoryzacyjnych z lat 2003–2007. Oba badania wskazały na ujemną korelację płynności i zadłużenia. W badaniu Jaworskiego i Czerwonki [2017], które dotyczyło usługowych spółek giełdowych w latach 1998–2012, zależność ta okazała się nieistotna statystycznie.

W konsekwencji decyzji dotyczących struktury kapitału oraz relacji aktywów trwałych i obrotowych powstaje kapitał pracujący. Jest on jedną z głównych determinant płynności finansowej [Sierpińska, Jachna, 2007; Michalski, 2014; Jaworski,

2017]. Jego zwiększanie (czyli wzrost zaangażowania kapitału stałego w finansowanie aktywów obrotowych) umożliwia rezygnację z zaciągania zobowiązań bieżących. Zapotrzebowanie na wzrost płynności maleje, co jednocześnie obniża ryzyko jej utraty. Z drugiej strony zwiększanie finansowania przedsiębiorstwa kapitałem stałym oznacza jednak zwiększone koszty kapitału, może także powodować spadek inwestycji w aktywa trwałe. Przekłada się to na mniejszą zdolność do generowania wolnych przepływów pieniężnych tworzących kapitał obrotowy netto i w konsekwencji zmniejszanie się poziomu płynności.

Najczęściej diagnozowaną empirycznie zależnością pomiędzy wartością kapitału pracującego i płynnością jest zależność dodatnia [Ng, Smith, Smith, 1999; Wilner, 2000]. Była ona rozpoznawana również w Polsce, np. przez Wasilewskiego [2006]. Badanie dotyczyło spółek należących do Agencji Nieruchomości Rolnych oraz spółek dzierżawiących od tej agencji ziemię.

Kapitał pracujący to, obok kredytów bankowych, główne źródło finansowania cyklu konwersji gotówki. Okres ten wyznaczają momenty zapłaty zobowiązań z tytułu zakupu zapasów oraz wpływu należności z dokonanej sprzedaży. Wynika on ze struktury czasowej cyklu operacyjnego, którą wyznacza okres obrotu zapasami oraz cykl inkasa należności. Różnica cyklu operacyjnego i cyklu rotacji zobowiązań wyznacza znak i długość cyklu konwersji gotówki [Jaworski, 2017, s. 360].

Opisany powyżej związek między kapitałem pracującym a cyklem konwersji gotówki powoduje, że długość tego cyklu jest uznawana za jedną z miar efektów zarządzania tym kapitałem [Wędzki, 2003]. Z drugiej strony cykl ten jest wskazywany jako determinanta zapotrzebowania na płynność [Michalski, 2014]. Siła i kierunek tej zależności wynikają jednak z prowadzonej przez przedsiębiorstwo polityki finansowej. Jeżeli jej celem jest zwiększanie kapitału pracującego poprzez akumulację zysków oraz zaciąganie zobowiązań długoterminowych, to przedsiębiorstwo będzie zdolne do wcześniejszej spłaty swoich zobowiązań (dłuższy cykl konwersji gotówki i większa płynność finansowa – zależność dodatnia). Jeżeli jednak większemu zaangażowaniu kapitałów stałych w finansowanie aktywów obrotowych nie towarzyszy skracanie cyklu inkasa należności, wówczas ryzyko związane z ich utratą będzie rosło, a w konsekwencji zdolność do obsługi zobowiązań zmaleje (zależność ujemna pomiędzy cyklem konwersji gotówki i płynnością).

Duża część badań empirycznych [m.in. Kamath, 1989; Lyrouti, McCarty, 1993; Gallinger, 1997] wskazuje na ujemną zależność miar płynności finansowej od cyklu konwersji gotówki. Istnieją jednak także badania dowodzące zależności przeciwniej [Ebben, Johnson, 2011]. Dla polskich przedsiębiorstw prowadzili je m.in. Bolek i Wolski [2011] oraz Pawlonka [2011]. W pierwszym przypadku autorom nie udało się ustalić statystycznie istotnej zależności dla spółek notowanych na GPW w latach 2006–2009. Drugie badanie dowiodło dodatniej zależności cyklu konwersji gotówki i płynności finansowej w zakresie niskich wartości wskaźnika płynności bieżącej (do poziomu 2,36). Badanie zostało przeprowadzone na danych finansowych wiodących przedsiębiorstw z branży mięsnej z lat 2001–2008.

Biorąc pod uwagę dotychczasowy dorobek, można sformułować następujące hipotezy badawcze:

H1.0. Istnieje istotna zależność pomiędzy płynnością finansową a zadłużeniem przedsiębiorstw (H1.1) i jest to zależność ujemna.

H2.0. Istnieje istotna zależność pomiędzy płynnością finansową a udziałem kapitału obrotowego netto w kapitałach ogółem (H2.1) i jest to zależność dodatnia.

H3.0. Istnieje istotna zależność pomiędzy płynnością finansową a cyklem konwersji gotówki (H3.1) i jest to zależność dodatnia dla wskaźnika płynności bieżącej poniżej 2,3.

## 2. Metodyka badania

Próbę weryfikacji założonych hipotez badawczych podjęto na drodze badań empirycznych. Oparto je na zmiennych, których definicje przedstawia tab. 1. Kryteriami doboru miary poszczególnych zmiennych były: 1) porównywalność z badaniami innych autorów, 2) dostępność danych, 3) istotność dostępnych danych.

Tab. 1. Miary zmiennych objaśnianej i objaśniających użyte w badaniu

Nazwa zmiennej		Skrót	Miara
Wskaźnik płynności bieżącej		CR	$\frac{\text{aktywa obrotowe ogółem}}{\text{zobowiązania bieżące}}$
Wskaźnik szybkiej płynności		QR	$\frac{\text{aktywa obrotowe ogółem} - \text{zapasy}}{\text{zobowiązania bieżące}}$
Struktura kapitałowa		DR	$\frac{\text{zobowiązania ogółem}}{\text{aktywa ogółem}}$
Udział kapitału pracującego w kapitałach ogółem		WCS	$\frac{\text{kapitał stały} - \text{aktywa trwałe}}{\text{pasywa ogółem}}$
Cykl konwersji gotówki:		CCC	ICP + ACP – APP
gdzie:	okres obrotu zapasami	ICP	$\frac{\text{przeciętny stan zapasów}}{\text{przychody ze sprzedaży ogółem}} * 365$
	cykl inkasa należności	ACP	$\frac{\text{przeciętny stan należności z tytułu dostaw i usług}}{\text{przychody ze sprzedaży ogółem}} * 365$
	okres spłaty zobowiązań	APP	$\frac{\text{przeciętny stan zobowiązań z tytułu dostaw i usług}}{\text{przychody ze sprzedaży ogółem}} * 365$
Wielkość przedsiębiorstwa		SIZE	$\ln(\text{przychody ze sprzedaży})$
Wzrost gospodarczy		GDP	Dynamika polskiego PKB w %

Źródło: opracowanie własne na podstawie: [Sierpińska, Jachna, 2007; Bolek, Wolski, 2011; Jaworski, 2017].

Zmienną objaśnianą charakteryzują dwie podstawowe statyczne miary płynności finansowej: wskaźniki płynności bieżącej i szybkiej. Pozostałe wielkości wymienione w tab. 1 to zmienne objaśniające i kontrolne.

Strukturę kapitału odwzorowuje wskaźnik zadłużenia ogólnego. Wielkość kapitału pracującego jest scharakteryzowana jego udziałem w sumie kapitału. Cykl konwersji gotówki jest ustalany na podstawie podstawowych wskaźników rotacji.

Analogicznie do badań prowadzonych przez innych autorów jako zmienne kontrolne, które mogą być silnie powiązane z poziomem płynności, przyjęto: wielkość przedsiębiorstwa i ogólną koniunkturę gospodarczą. Pierwsza ze zmiennych jest mierzona logarytmem naturalnym z sumy przychodów ze sprzedaży (w cenach bieżących). Koniunkturę gospodarczą zaś przedstawia dynamika wzrostu produktu krajowego brutto (% PKB).

Dane do obliczeń zaczerpnięto z bazy Notoria. Ich źródłem są sprawozdania finansowe spółek notowanych na Głównym Rynku GPW w Warszawie w latach 1998–2016. W badaniu wykorzystano sprawozdania skonsolidowane. Z próby badawczej wyłączono makrosektor Finanse, a także spółki posiadające ujemny kapitał własny oraz spółki o ograniczonym zakresie dostępnych danych. Łącznie w badaniu uwzględniono 345 spółek, co w efekcie skutkowało liczbą obserwacji użytych w modelu podstawowym wynoszącą 3019. Dynamikę produktu krajowego brutto ustalono na podstawie raportów GUS.

Dla oceny rozkładu danych liczbowych posłużono się statystykami opisowymi zgromadzonego materiału badawczego. Przypadki wątpliwe wyeliminowano z badania (dane odstające i/lub wskazujące na błąd zapisu w bazie danych). Ostateczną charakterystykę próby badawczej przedstawia tab. 2.

Tab. 2. Statystyki opisowe próby badawczej

Zmienna	Liczba obserwacji	Średnia arytmetyczna	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności	Minimalna	Maksymalna
CR	3 853	1,8424	1,4258	1,7675	0,9593	0,0472	48,5836
QR	3 731	1,2740	0,9851	1,2574	0,9870	0,0248	27,7581
DR	3 814	0,4797	0,4733	0,1864	0,3886	0,0392	0,9983
WCS	3 814	0,1461	0,1287	0,1942	1,3292	-0,8933	0,8296
CCC	3 036	51,9900	43,8600	60,3700	1,1612	-275,0400	517,8800
SIZE	3 864	12,4100	12,2000	1,7300	0,1394	4,5100	19,2000
GDP	6 555*	103,7400	103,6000	1,5200	0,0147	101,2000	107,0000

\* 345 spółek x 19 lat = 6555

Źródło: opracowanie własne.

Przeciętne wartości wskaźnika płynności bieżącej, mierzone średnią arytmetyczną i medianą (1,84 i 1,43), nie odbiegają od wartości normatywnych. Podobnie można ocenić wartości zmiennej QR (odpowiednio: 1,27 i 0,99). Wysokie odchylenia standardowe (współczynniki zmienności) w obu przypadkach wskazują na duże rozproszenie poziomów płynności w próbie badawczej.

Przeciętna wartość stopy zadłużenia wynosi około 0,47. Niska wartość odchylenia standardowego (współczynnika zmienności) oznacza, że większość spółek z reguły w połowie finansuje się długiem i kapitałem własnym. Średnia wartość udziału

kapitału pracującego w kapitale ogółem wynosi 0,146, zaś mediana tej zmiennej to 0,129. Wartości skrajne wskazują na wysokie zróżnicowanie wartości tej zmiennej. Oznacza to różne, stosowane przez poszczególne spółki, strategie zarządzania kapitałem pracującym. Potwierdzają to wartości skrajne cyklu konwersji gotówki.

Wartość zmiennej SIZE wynosi przeciętnie około 12, jej wartości min. to 4,51 oraz max 19,2, co – uwzględniając logarytmowanie – oznacza różnicę wielkości badanych spółek o kilka rzędów. Wskaźnik wzrostu produktu krajowego brutto wynosił w badanym okresie od 101,2 do 107.

W celu wykluczenia współliniowości między zmiennymi w modelu OLS dla poszczególnych par obliczono współczynniki korelacji Pearsona (tab. 3).

Tab. 3. Współczynniki korelacji liniowej zmiennych objaśniających (wartość krytyczna = 0,0242)

CR	QR	DR	WCS	CCC	SIZE	GDP	
1,0000	0,9261	-0,5072	0,6262	0,3054	-0,2152	0,0290	CR
	1,0000	-0,5035	0,6001	0,1762	-0,1957	0,0266	QR
		1,0000	-0,5557	-0,2991	0,1719	-0,0234	DR
			1,0000	0,4128	-0,2189	0,0791	WCS
				1,0000	-0,1773	-0,0054	CCC
					1,0000	-0,0254	SIZE
						1,0000	GDP

Źródło: opracowanie własne.

Wartości współczynników korelacji dla zmiennych objaśniających i kontrolnych według skali Guilforda nie wskazują na występowanie bardzo wysokiej, półpełnej lub pełnej współzależności. Oznacza to, że w modelu OLS nie wystąpi problem współliniowości. Zatem zmienne te mogą być podstawą estymacji parametrów modeli panelowych [Kufel, 2007, s. 53].

Diagnostykę wpływu zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą przeprowadzono za pomocą liniowych modeli panelowych opartych na:

1. Klasycznej Metodzie Najmniejszych Kwadratów (OLS):

$$CR(QR)_{it} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 WCS_{it} + \beta_3 CCC_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \varepsilon_{it}$$

2. Efektach ustalonych (FE):

$$CR(QR)_{it} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 WCS_{it} + \beta_3 CCC_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \mu_{it}$$

3. Efektach losowych (RE):

$$CR(QR)_{it} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 WCS_{it} + \beta_3 CCC_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_{it}$$

Klasyczną metodę OLS stosuje się w estymacji parametrów modeli dla prób jednorodnych. Dla prób niejednorodnych właściwe jest zastosowanie modelu z efektami indywidualnymi. Gdy efekty indywidualne zmieniają się w czasie, to należy użyć

modelu z efektami losowymi. Identyfikację efektów indywidualnych umożliwia test Breuscha-Pagana. Wyboru modelu z efektami ustalonymi lub losowymi dokonuje się za pomocą testu Hausmana [Kufel, 2007].

### 3. Wyniki badania

W tab. 4 zaprezentowano oszacowane parametry modeli oraz wartości weryfikujących je testów.

Tab. 4. Wyniki estymacji modeli objaśniających zmienne CR, QR

Zmienna objaśniająca/ objaśniana	CR			QR			CR < 2,3
Typ modelu	OLS	FE	RE	OLS	FE	RE	RE
Const.	5,6530***	4,4263***	<b>4,6912***</b>	5,0367***	<b>3,1422***</b>	3,4892***	<b>1,0832***</b>
DR	-1,7667***	-1,5292***	<b>-1,6110***</b>	-1,6531***	<b>-1,1270***</b>	-1,2953***	<b>-0,5530***</b>
WCS	4,4244***	4,4436***	<b>4,4726***</b>	3,2878***	<b>3,4623 ***</b>	3,4136***	<b>2,2556***</b>
CCC	0,00063	-0,00027	<b>5,22e-05</b>	-0,00240***	<b>-0,00104***</b>	-0,00140***	<b>0,00023**</b>
SIZE	-0,02883**	-0,03382	<b>-0,03525*</b>	-0,04743***	<b>-0,04634*</b>	-0,04999***	<b>0,01201***</b>
GDP	-0,03214**	-0,02037*	<b>-0,02250*</b>	-0,02629**	<b>-0,01150</b>	-0,01329	<b>0,00167</b>
Liczba obserwacji	3019	3019	<b>3019</b>	3019	<b>3019</b>	3019	<b>2528</b>
Test Breuscha-Pagana	LM = 1074,04 z wartością p = 1,45e-235			LM = 1914,58 z wartością p = 0			<b>LM = 770,472 z wartością p = 1,42e-169</b>
Test Hausmana	H = 6,09101 z wartością p = 0,2975			H = 12,4457 z wartością p = 0,0292			<b>H = 10,088 z wartością p = 0,0728</b>

\* poziom istotności 0,1; \*\* poziom istotności 0,05; \*\*\* poziom istotności 0,01

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testów wskazują, że dla zmiennych CR ogółem oraz CR o wartości poniżej 2,3 adekwatnymi modelami są modele z efektami losowymi (RE), zaś dla zmiennej QR – model z efektami ustalonymi (FE).

Z obliczeń wynika, że wraz ze wzrostem DR maleje wskaźnik płynności bieżącej (CR). Ujemny wpływ na wielkość CR mają także SIZE i GDP. Wpływ zmiennej WCS jest natomiast dodatni. Istotnego statystycznie wpływu CCC na zmienną CR nie stwierdzono. Wpływ na otrzymane wyniki mogą mieć warunki ich przeprowadzenia, dotyczące wielkości badanych przedsiębiorstw oraz koniunktury gospodarczej.



Estymacja przeprowadzona na próbie, uwzględniającej wartości wskaźnika CR niższe od 2,3, wskazała, że ujemny wpływ na tę zmienną ma zadłużenie (DR), natomiast WCS i CCC mają wpływ dodatni. W przypadku tego badania stwierdzono także dodatnią zależność pomiędzy zmienną SIZE a CR.

Na wskaźnik płynności przyspieszonej QR ujemny wpływ mają zmienne DR i CCC. Przeciwny znak zależności stwierdzono dla WCS. Dla SIZE stwierdzono zależność ujemną. Wpływ zmiennej GDP okazał się nieistotny.

## Podsumowanie

Wyniki badania pozwalają uznać hipotezy H1.0 i H1.1 za zweryfikowane. Niezależnie od miary płynności wpływ stopy zadłużenia na płynność jest ujemny. Jest to kolejna, obok wielu obecnych w literaturze, przesłanka do przypuszczeń, że w zakresie kreowania struktury kapitałowej decyzje polskich spółek giełdowych najlepiej opisuje teoria hierarchii źródeł finansowania.

Wpływ wielkości kapitału obrotowego netto na obie użyte miary płynności jest także istotny, lecz dodatni. Potwierdza to hipotezy H2.0 i H2.1. Wniosek – badane spółki w przeważającej części tworzą kapitał obrotowy netto w celu zwiększenia elastyczności krótkoterminowej polityki finansowej poprzez zwiększenie pokrycia zobowiązań bieżących aktywami obrotowymi.

Cykl konwersji gotówki również wpływa dodatnio na płynność bieżącą, ale dla próby obejmującej spółki o wartościach wskaźnika mniejszych od 2,3 (potwierdzenie hipotezy H3.1). Ma on też istotny statystycznie wpływ na wskaźnik płynności przyspieszonej (potwierdzenie hipotezy H3.0). Wpływ ten jest jednak ujemny. Z uwagi na przeciwne znaki zależności wyniki te nie pozwalają na formułowanie jednoznacznych wniosków.

Zależność płynności od zmiennych kontrolnych (czyli wielkości przedsiębiorstwa oraz wzrostu gospodarczego) jest diagnozowana jako istotna na wyższym poziomie istotności niż dla zmiennych objaśniających. Wielkość spółki ma ujemny wpływ na płynność, lecz w próbie obejmującej wartości wskaźnika płynności bieżącej mniejsze od 2,3 wpływ ten jest dodatni. Stopa wzrostu PKB ma istotny wpływ jedynie na współczynnik płynności bieżącej, który jest ujemny.

## Bibliografia

- Baza Notoria Serwis, <http://ir.notoria.pl> [dostęp: 17.11.2017].  
Bolek M., Wolski R., *Związek cyklu konwersji gotówki ze wskaźnikami płynności przedsiębiorstw notowanych na GPW w Warszawie*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2011, nr 158.  
Czerwonka L., Jaworski J., *Determinanty struktury kapitału przedsiębiorstw. Przegląd literatury*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2017, nr 478.



- Ebben J.J., Johnson A.C., *Cash Conversion Cycle Management in Small Firms: Relationships with Liquidity, Invested Capital, and Firm Performance*, "Journal of Small Business & Entrepreneurship" 2011, Vol. 24(3), DOI: <https://doi.org/10.1080/08276331.2011.10593545>.
- Frieder L., Martell R., *On capital structure and the liquidity of a firm's stock*, Working paper, Purdue University 2006.
- Gallinger G.W., *The Current and Quick Ratios: Do They Stand up to Scrutiny?: Drop the Current Ratio – Pick up the CCC*, "Business Credit" 1997, May.
- GUS, *Wskaźniki makroekonomiczne*, <http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne> [dostęp: 5.01.2018].
- Jaworski J., *Teoria i praktyka zarządzania finansami przedsiębiorstw*, CeDeWu, Warszawa 2017.
- Jaworski J., Czerwonka L., *Determinanty struktury kapitału przedsiębiorstw notowanych na GPW w Warszawie. Sektor usług*, „Annales UMCS. Sectio H” 2017, nr 4, DOI: <http://dx.doi.org/10.17951/h.2017.51.4.133>.
- Kamath R., *How Useful are Common Liquidity Measures?*, "Journal of Cash Management" 1989, January/February.
- Kufel T., *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
- Lipson M., Mortal S., *Liquidity and capital structure*, "Journal of Financial Markets" 2009, Vol. 12(4), DOI: <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2009.04.002>.
- Lyrouti K., McCarty D., *An Empirical Investigation of the Cash Conversion Cycle of Small Business Firms*, "The Journal of Small Business Finance" 1993, Vol. 2.
- Mazur K., *The Determinants of Capital Structure Choice: Evidence from Polish Companies*, "International Advances in Economic Research" 2007, Vol. 13(4), DOI: <https://doi.org/10.1007/s11294-007-9114-y>.
- Michalski G., *Wartość płynności w bieżącym zarządzaniu finansami*, CeDeWu, Warszawa 2014.
- Ng C.K., Smith J.K., Smith R.L., *Evidence on the determinants of credit terms used in interfirm trade*, "Journal of Finance" 1999, No. 54.
- Pawlonka T., *Płynność finansowa a cykl konwersji gotówki w wybranych przedsiębiorstwach branży mięsnej*, „Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G” 2011, t. 98.
- Sierpińska M., Jachna T., *Metody podejmowania decyzji finansowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
- Udomsirikul P., Jumreornvong S., Jiraporn P., *Liquidity and capital structure: The case of Thailand*, "Journal of Multinational Financial Management" 2011, No. 21.
- Wasilewski M., *Sytuacja finansowa przedsiębiorstw rolniczych w zależności od relacji kapitału obrotowego do zysku netto*, „Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej” 2006, nr 61.
- Wędzki, D., *Strategie płynności finansowej przedsiębiorstwa*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2003.
- Wilimowska Z., Wilimowski M., *Wpływ czynników mikroekonomicznych na zarządzanie strukturą kapitałową polskich przedsiębiorstw*, [w:] R. Knosala (red.), *Komputerowo zintegrowane zarządzanie*, t. 2, Oficyna Wydawnicza PTZP, Opole 2010.
- Wilner B.S., *The exploitation of relationship in financial distress: The case of trade credit*, "Journal of Finance" 2000, No. 55.

### **Working Capital and Financial Liquidity of Companies Listed on the Warsaw Stock Exchange. Study Results**

The paper examines the impact of the leverage, working capital, and cash conversion cycle on financial liquidity. For this aim panel analysis based on data from financial statements of 345 companies listed on the Warsaw Stock Exchange in the years 1998–2016 was used. The obtained results indicate that liquidity significantly depends on the debt ratio and the size of net working capital. In the first case, it is a negative relationship, the second one is positive. In the case of impact of the cash conversion cycle on the liquidity, the established dependencies do not allow for the formulation of unambiguous conclusions.

### **Kapitał pracujący a płynność finansowa przedsiębiorstw notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wyniki badań**

W artykule zbadano wpływ zadłużenia przedsiębiorstwa, wielkości kapitału pracującego oraz cyklu konwersji gotówki na płynność finansową. W tym celu wykorzystano analizę panelową opartą na danych ze sprawozdań finansowych 345 spółek notowanych na GPW w Warszawie w latach 1998–2016. Użyte wyniki wskazują, że płynność w sposób istotny zależy od stopy zadłużenia oraz wielkości kapitału obrotowego netto. W pierwszym przypadku jest to zależność ujemna, w drugim – dodatnia. W przypadku wpływu na płynność długości cyklu konwersji gotówki ustalone zależności nie pozwalają na sformułowanie jednoznacznych wniosków.